



# Compétition académique et modes de production scientifique des économistes français : Quelques résultats économétriques du dispositif P.E. S.

Yann Kossi, Jean-Yves Lesueur, Mareva Sabatier

## ► To cite this version:

Yann Kossi, Jean-Yves Lesueur, Mareva Sabatier. Compétition académique et modes de production scientifique des économistes français : Quelques résultats économétriques du dispositif P.E. S.. 2012. halshs-00695917

**HAL Id: halshs-00695917**

**<https://shs.hal.science/halshs-00695917>**

Preprint submitted on 10 May 2012

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

W P 1210

**Compétition académique et modes de production scientifique  
des économistes français :  
Quelques résultats économétriques du dispositif P.E. S.**

Yann Kossi, Jean-Yves Lesueur, Mareva Sabatier

Mai 2012

**GATE Groupe d'Analyse et de Théorie Économique Lyon-St Étienne**

93, chemin des Mouilles 69130 Ecully – France

Tel. +33 (0)4 72 86 60 60

Fax +33 (0)4 72 86 60 90

6, rue Basse des Rives 42023 Saint-Etienne cedex 02 – France

Tel. +33 (0)4 77 42 19 60

Fax. +33 (0)4 77 42 19 50

Messagerie électronique / Email : [gate@gate.cnrs.fr](mailto:gate@gate.cnrs.fr)

Téléchargement / Download : <http://www.gate.cnrs.fr> – Publications / Working Papers

**Compétition académique et modes de production scientifique  
des économistes français :  
Quelques résultats économétriques du dispositif P.E. S.**

Yann KOSSI \*, Jean-Yves LESUEUR \*, Mareva SABATIER \*\*

(\*) Université de Lyon, Lyon, F-69007, France ; CNRS, GATE Lyon St-Etienne, Ecully, F-69130, France

(\*\*) Université de Savoie, IAE Savoie - Mont Blanc BP 80439 - 74944 Annecy-le-Vieux Cedex - France

**Mai 2012**

La base de données originale mobilisée dans cet article concerne les candidatures aux campagnes nationales de la Prime d'Excellence Scientifique 2009 et 2010 en économie. Elle a pu être constituée grâce à l'accord de la DGESIP du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche. Les éventuelles imperfections restent toutefois de la seule responsabilité des auteurs.

## Abstract:

This paper studies the determinants of scientific productivity from an original database of French academic economists observed in 2009 and 2010. All individuals of this data set were involved in the first and second experiences of the “Prime excellence Scientifique”. This academic competition was introduced by the French academic system to select best publishers and PhD supervisors. The context of this competition conforms to the tournament theory in two points. The scientific productivity was observed in a same period from 2005 to 2010 and competitors are selected and ranked by their relative performance in publications using the same criteria (National Scientific Research Center ranking). We construct a scientific production index and estimate productivity regressions using censored data models (Tobit). We control for individual characteristics like age, gender, environmental context, initial publication performance (h index), in line with stylized facts and theoretical foundations like Lotka law, Matthews effect and scientific life cycle productivity. The paper brings two novel dimensions in the literature. The first is done by controlling for the multi-task activities of tenure and associated professor when evaluating their scientific production. We control for the time allowed to alternative occupation like teaching, doctoral supervision, administrative and scientific responsibilities. The second outcome of the paper consists to evaluate the impact of network spillovers externalities induced by local competences accumulated in economics departments (co-authorship, peer externalities...), on each individual performance.

## Résumé:

L'article étudie les déterminants de la production scientifique des enseignant-chercheurs français en économie en mobilisant des données originales issues des candidatures aux campagnes nationales 2009 et 2010 de la « Prime d'Excellence Scientifique ». L'échantillon constitué à partir de cette expérience permet d'évaluer les performances individuelles en matière de production scientifique dans un contexte de compétition académique typique des modèles de tournoi. Les publications des candidats sont mesurées dans une fenêtre temporelle identique couvrant la période 2005 à 2010 et un indice de production scientifique est construit à partir du classement CNRS des revues. L'estimation de fonctions de production scientifique de type Tobit et le recours à des estimations économétriques complémentaires par quantiles, permettent d'identifier l'existence d'un cycle de production scientifique associé à un effet Matthieu. L'article apporte deux contributions significatives par rapport aux travaux développés dans ce domaine par la littérature. Nous contrôlons le caractère multitâche des enseignants-chercheurs et nous identifions l'effet des externalités de voisinage sur les performances individuelles en matière de publication. Une dualité des régimes de production scientifique des enseignants-chercheurs en économie semble se dégager nettement à l'issue des estimations économétriques par quantiles.

**Key words :** Tournament theory– academic competition – scientific production – Lotka's law – network externalities

**Codes JEL :** C, D, J

## Introduction :

Les effets d'annonce du classement de Shanghai et une concurrence plus marquée entre les universités ont stimulé les recherches sur l'évaluation de la production scientifique. La littérature actuelle laisse apparaître dans ce domaine une certaine controverse tant dans le choix des indicateurs de production scientifique (COURTAULT, HAYEK, RIMBAUX ET ZHU [2010], TOMBAZOS [2005], COMBES ET LINNEMER [2003], [2001]) que sur les limites du recours à ce type d'évaluation (HENDRICK, DALEN KLAMER 2005, GINGRAS [2008], FREY [2009]).

Dans le domaine de la production scientifique, le cas français est particulièrement stimulant à étudier tant les réformes en vue d'améliorer la position des universités dans la compétition internationale se sont succédées à un rythme effréné depuis 2007. Ces réformes poursuivent deux objectifs. D'une part constituer sur la carte nationale de l'enseignement supérieur et de la recherche, de grands pôles d'excellence permettant de générer les effets d'agglomérations attendus d'une concentration spatiale des compétences. D'autre part, instiller progressivement une culture de l'évaluation de la production scientifique fondée sur la concurrence par comparaison. Tel a été l'enjeu de la mise en place en 2007 d'instances comme l'AERES (Agence d'évaluation de la recherche et de l'enseignement supérieur), pour évaluer les performances des établissements universitaires comme des laboratoires de recherche, de l'ANR (Agence nationale de la recherche), pour l'aide au financement de la recherche, mais également plus récemment, de la réforme du statut des enseignants chercheurs<sup>1</sup> et l'émergence officielle du statut d'enseignant - chercheur « produisant ». Parallèlement, l'un des enjeux de la loi N° 2007-1199 du 10 août 2007 relative aux *Liberté et Responsabilité des Universités*, est de délivrer plus d'autonomie aux universités pour mettre en place des mécanismes d'incitation (monétaire ou non monétaire) en vue, entre autres, de favoriser l'activité de publication. Un rapport de l'Académie des Sciences réalisé à la demande du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche en juillet 2009 a même établi les bases déontologiques, tant sur les pratiques que sur les critères, de l'évaluation individuelle des chercheurs.

Les études réalisées sur la production scientifique des enseignants – chercheurs en économie restent relativement limitées à ce jour (FREY [2009], MORRISEY ET CAWLEY [2008], RAUBER M., URSPRUNG H. W. [2008], TAYLOR, FENDER ET BURKE [2006]), SIEGFRIED J.J. [2006]), *a fortiori* lorsqu'il s'agit d'étudier le cas français (COMBES ET LINNEMER [2001], [2003], BOSQUET ET COMBES [2011], LESUEUR [2012]). Or, la plupart de ces études partagent une limite importante dans leurs méthodes d'évaluation. Alors que l'activité d'un enseignant-chercheur est multitâche (AGHION et al., [2009], GARY-BOBO ET TRANNOY, [2009]) et que les pondérations accordées à chacune d'entre elles

---

<sup>1</sup> décret 2009-460 du 25/04/2009

tendent à évoluer au cours de la carrière, les bases de données utilisées ne permettent pas de contrôler l'impact sur les publications du temps consacré aux autres activités associées au métier d'enseignant-chercheur. En d'autres termes, si l'attention a été mobilisée sur un certain raffinement des critères de mesure de l'output, le contrôle des inputs mobilisés pour atteindre le résultat est souvent très imparfait.

Dans son analyse critique du système « *Publish or Perish* », FREY [2009] utilise cet argument pour opposer son « *Publication Impossibility Theorem System* ». En effet, les publications et plus généralement les activités de recherche, apparaissent souvent comme la partie donnant le plus directement lieu à évaluation parmi les différentes activités d'un enseignant – chercheur. Or à celles-ci s'ajoutent toutefois les tâches d'enseignement, dont le temps alloué dépend du niveau de formation (Licence (L), Master (M), Doctorat (D)) ou du type d'établissement d'affectation (Université, IUT). L'encadrement des étudiants au titre de mémoires ou de rapports de stages aux niveaux L et M, l'encadrement doctoral mais également les nombreuses responsabilités collectives, administratives ou scientifiques, au niveau local (conseil d'UFR, comités de sélection, conseils d'université, direction de département, de laboratoires de recherche, d'Ecoles Doctorales), ou national (Comité National des Universités, Comité National du CNRS).

Le développement des mécanismes d'évaluation, ouvre un changement structurel profond dans la gestion des ressources humaines au sein des universités françaises. Dans un environnement de concurrence par comparaison, la politique de recrutement, de promotion mais aussi le développement d'incitations monétaires (primes) ou non-monétaires (décharges de services) sont devenus des instruments stratégiques pour fidéliser et attirer les talents source d'avantages comparatifs. Dans ce contexte, l'évaluation des performances relatives des enseignants-chercheurs en matière de publication conditionne désormais, non seulement une partie de leur rémunération individuelle (Prime d'Excellence Scientifique, nomination à l'Institut Universitaire de France), mais également les dotations de leurs laboratoires (Système d'Allocation des Moyens à la Performance et à l'Activité dit procédure SYMPA). Dans ce contexte, la mise en relation des inputs de la production scientifique et des outputs évalués devient cruciale. Or force est de constater que si ces derniers sont mis sous le feu des projecteurs, les inputs qui ont contribué à leur réalisation sont très rarement, faute d'information disponibles, contrôlés lors de l'évaluation.

Mise en place depuis 2009 en France (décret 2009-851), la Prime d'Excellence Scientifique (PES) qui a succédé à la Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche, offre une source d'information statistique inédite et particulièrement riche qui peut répondre à cette attente. Du point de vue des critères d'éligibilité, l'article 1 du décret 2009-851 précise que la PES « (...) *peut-être accordée aux personnels dont l'activité scientifique est jugée d'un niveau élevé par les instances d'évaluation dont ils relèvent ainsi qu'à ceux qui exercent une activité d'encadrement doctoral*. Le processus de décision qui conduit à l'attribution de la PES se réalise en deux étapes. Une instance

d'évaluation nationale donne préalablement son avis. L'instance nationale se décompose en autant de comités d'expertises qu'il y a de sections du Comité National des Universités (CNU). Les avis de chaque comité d'expertise sont alors transmis aux établissements qui prennent ensuite la décision finale d'attribution ou pas de la PES. Le dispositif laisse toute latitude à l'établissement, dans la mesure de sa contrainte budgétaire et de l'orientation de sa politique scientifique, de fixer le montant de la PES dans une fourchette allant de 3500 euros à 15000 euros.

L'étude présentée dans cet article mobilise les données individuelles issues des deux premières strates d'enseignants-chercheurs évalués par la commission nationale de la PES 2009 et de la PES 2010 pour la 5<sup>ème</sup> section du Comité National des Universités (sciences économiques). Elle offre une réponse originale à une analyse « contrôlée » des déterminants de la production scientifique d'un échantillon de 287 économistes ayant candidaté à ces deux premières campagnes de la PES. Certes, l'échantillon que nous avons constitué devrait être progressivement complété au fil des campagnes PES<sup>2</sup> pour aboutir à un échantillon plus représentatif de la population des enseignants-chercheurs de cette section du CNU. Au-delà d'apporter des informations très riches sur les caractéristiques individuelles, les publications, les activités d'enseignement, les responsabilités collectives et les trajectoires au cours de la carrière (date d'entrée, date de promotion, statut, mobilité,...), le principe de l'évaluation des candidatures à la PES s'inscrit dans une logique de tournoi bien connu des économistes du travail. En effet, le contexte du mécanisme de tournoi est respecté par le fait que la base de données originale qui a été constituée, permet d'étudier les différentes dimensions de l'évaluation dans une fenêtre d'observation temporelle identique pour tous les candidats, à savoir du 1/01/2005 au 1/01/2009 pour la strate 2009 de l'échantillon et du 1/01/2006 au 1/01/2010 pour la strate 2010. Une grille d'évaluation homogène des publications est également retenue à travers le classement CNRS des revues.

A partir de ces données, notre objectif est alors d'analyser quels sont les déterminants de la production scientifique des enseignants-chercheurs en sciences économiques en mettant l'accent tout particulièrement sur deux d'entre eux. Tout d'abord, le rôle de l'environnement de la recherche, qui peut entraîner un effet Matthieu (Merton [1968], Carayol [2006]). D'autre part l'influence du multitâche et la possibilité pour chaque enseignant-chercheur de revoir la composition de son portefeuille d'activités au cours de la carrière.

L'article est structuré en quatre sections. Dans une première section, nous présentons un survol de la littérature portant sur les déterminants de la production scientifique. Cette première étape permet

---

<sup>2</sup> Les données de la troisième campagne 2011 sont en cours de traitement et devraient prochainement compléter notre base. Il en est de même d'un fichier identique en cours de construction concernant la section CNU 06 (sciences de gestion).



d'identifier un certain nombre de faits stylisés mis en évidence par les travaux économétriques concernant les déterminants de la production scientifique. La deuxième section offre une présentation statistique de l'échantillon mobilisé et propose un critère de mesure de la production scientifique tenant compte à la fois de la qualité des supports de publication et du nombre de co-auteurs. Nous réalisons alors dans une troisième étape, plusieurs estimations économétriques permettant d'identifier les déterminants majeurs de la production scientifique des enseignants-chercheurs en économie de 2005 à 2010. Compte tenu de la nature censurée de notre indice de production scientifique, nous utilisons une spécification Tobit. Le recours à une estimation complémentaire par quantiles, permet de mettre en évidence l'émergence d'un certain dualisme dans le système de production scientifique des économistes français. Deux logiques semblent désormais se superposer dans le comportement des enseignants-chercheurs en économie vis-à-vis de l'allocation de leur activité entre les différentes tâches. La logique de spécialisation avec réallocation du temps vers l'activité de publication dans des revues les mieux classées semble caractéristique de la strate des meilleurs publiant. Pour ceux-ci, la qualité de l'environnement de la recherche se cumule avec un moindre investissement dans les domaines de l'enseignement au niveau L et des responsabilités collectives. Insensibles au cycle de vie de la production scientifique, ils s'avèrent en revanche fortement sensibles au mécanisme de primes comme à un environnement de la recherche favorisant des effets d'externalité de la coopération scientifique. A l'opposé une logique de polyvalence apparaît, plus conforme à l'image d'une carrière universitaire dans laquelle l'allocation de l'activité est répartie entre les trois dimensions, enseignement, recherche et implications collectives. Cette strate de l'échantillon s'avère la moins efficace du point de vue du score de production scientifique car plus sensible à l'effet de cycle de la production scientifique et de fait, aux coûts d'opportunité supportés par leurs implications dans les activités de formation au niveau L voire dans les responsabilités pédagogiques. La strate intermédiaire correspondant à la médiane de la distribution offre une position hybride, dont il serait intéressant de pouvoir étudier la trajectoire dynamique vers l'une ou l'autre des deux logiques observées aux deux quartiles extrêmes. En effet, les enseignants-chercheurs de cette strate de l'échantillon sont à la fois sensibles au cycle de productivité et aux effets d'externalités de l'environnement de la recherche dans lequel ils sont insérés. Mais cette partie de l'échantillon manifeste un résultat singulier par rapport aux deux autres quartiles. Le rattachement à un laboratoire ayant enregistré lors des trois dernières années, une amélioration très sensible du score de citation, tend à réduire leurs performances individuelles en matière de publication. Ce résultat conduit à s'interroger sur les effets pervers qui pourraient se développer lors des phases de promotion, de l'application d'un critère de récompense unique dans le tournoi face à un dualisme de la production scientifique opposant une logique de spécialisation à une logique de polyvalence. La dernière section de l'article résume les principaux résultats obtenus et les prolongements envisageables.

## 1. Les déterminants de la production scientifique :

### *a) Cycle de vie de la production scientifique et contrôle du multitâche :*

Les travaux empiriques sur l'innovation et les inventeurs prolifiques ont mis en évidence des lois statistiques relativement robustes en matière de production de brevets (NARIN ET BREITZMAN, 1995). La loi de Lotka (1926) fait ainsi apparaître l'existence d'une relation inverse entre le nombre de brevets dans un secteur et le nombre de firmes (ou d'inventeurs). Un petit nombre de firmes produisent beaucoup de brevets alors qu'un grand nombre produit peu. Cette loi, approximée à partir d'une distribution de type hyperbolique<sup>3</sup>, n'est pas réfutée par les travaux qui se sont développés pour évaluer la production scientifique, que ce soit au niveau des laboratoires de recherche, des universités ou des chercheurs. Un cycle de vie de la production scientifique est également régulièrement mis en évidence par la littérature. L'effort de production scientifique serait ainsi plus élevé en début de carrière qu'il ne l'est une fois atteint le niveau de promotion désiré. Ce cycle de vie a notamment été mis en évidence par TAYLOR, FENDER ET BURKE [2006] chez des enseignants-chercheurs en économie en poste dans les universités et collèges américains en 2003. Dans cet échantillon, chaque année supplémentaire d'expérience accumulée depuis l'obtention du doctorat réduit la productivité scientifique de 1,9% en moyenne, toutes choses égales par ailleurs. Dans leur étude sur la production scientifique de 359 économistes de la santé aux Etats-Unis, MORRISEY ET CAWLEY [2008] obtiennent un effet quadratique de l'expérience professionnelle avec un extrémum atteint au voisinage de 24 années d'expérience professionnelle.

Ce cycle de vie semble donc marqué mais des études récentes soulignent de fortes interactions entre l'expérience professionnelle et d'autres facteurs plus institutionnels comme les perspectives de recrutement ou de promotion.

Dans une étude récente mobilisant les données de panels (2004-2005) d'enseignants chercheurs français et italiens en physique, LISSONI, MAIRESSE, MONTOBBIO ET PEZZONI [2011] confirment l'existence de ce cycle et montrent les effets néfastes de l'augmentation conjoncturelle brutale du nombre de postes vacants mis aux concours en 1980 en Italie et en 1985 en France. Les résultats des estimations économétriques révèlent que la plupart des enseignants-chercheurs recrutés dans cette période manifeste en moyenne, une production scientifique plus faible et une progression plus lente en termes de promotion au cours de la carrière que leurs collègues de même grade (ou corps) recrutés les autres années.

---

<sup>3</sup> La loi de Lotka s'écrit :  $f(n) = an^{-k}$  où  $f(n)$  est la proportion d'auteurs ayant écrit  $n$  articles,  $a$  et  $k$  étant les paramètres estimés de la loi.

RAUBER ET URSPRUNG [2008] identifient, quant à eux, des effets de générations marqués concernant les publications des chercheurs et enseignants-chercheurs économistes allemands ayant obtenus leur doctorat entre 1963 et 1998 et en poste dans une université allemande en 2004. La date de réalisation de la thèse de doctorat permet d'identifier un effet de cohorte lors de l'estimation économétrique d'un modèle Tobit dans lequel la variable expliquée est un indice de production scientifique construit à partir des publications répertoriées dans *EconLit*. Les résultats économétriques obtenus sur l'ensemble de l'échantillon font apparaître un pic dans la production scientifique après huit années d'expérience professionnelle, soit au voisinage de la titularisation comme *full professor*. Les résultats montrent toutefois que si une légère baisse, voire une certaine stabilité de la production scientifique, est observée en milieu de carrière, elle est en revanche suivie d'une remontée de l'activité de publication en fin de carrière. Enfin, les effets de cohorte montrent clairement que les générations les plus jeunes sont également les plus productives. Les résultats des estimations économétriques par quantiles réalisées par cohorte, témoignent d'une déformation du cycle de production scientifique avec des courbes de plus en plus marquées en faveur d'une production scientifique forte en début de carrière pour les jeunes générations. Les auteurs soulignent que, pour les nouvelles générations de doctorants devenus enseignants-chercheurs, l'ouverture à la concurrence internationale, la formation suivie outre atlantique, ont été des facteurs déterminants dans leur forte activité de publication en début de carrière.

Dans une étude portant sur les enseignants-chercheurs en économie, candidats à la prime d'excellence scientifique en France en 2009, LESUEUR [2012] confirme cet effet cycle de vie en lien avec les phases de promotion dans la carrière, mais en contrôlant le caractère multitâche de l'activité des enseignants-chercheurs. L'identification du cycle de vie de la production scientifique est obtenue dans cette étude en distinguant, d'une part l'ancienneté accumulée dans le grade (MCF, PR) depuis la dernière promotion obtenue et d'autre part, l'expérience accumulée avant l'accès à cette promotion. L'effort de publication semblerait ainsi se réduire une fois avoir été promu professeur lorsque l'ancienneté dans la deuxième classe des professeurs augmente. Par complémentarité l'ancienneté dans le grade avant la promotion dans le corps des professeurs, c'est à dire accumulée en tant que maître de conférence, contribue favorablement à la publication. La production scientifique (mesurée ici de manière qualitative à partir des évaluations de la commission nationale) serait donc plus élevée pour les générations entrées dans la carrière et qui accumulent une ancienneté dans leur premier grade, qu'elle ne l'est pour ceux qui ont été promus dans le corps des professeurs d'université et accumulent une ancienneté dans la deuxième classe. Cet effet ne joue toutefois pas avec la même intensité au fil des promotions au sein des professeurs. Le calcul des effets marginaux pour les niveaux d'ancienneté des trois classes de professeurs, montre en effet que toute année supplémentaire contribue, toutes choses égales par ailleurs, à une réduction de l'effet de l'ancienneté dans le grade sur la probabilité

d'atteindre le score de publication le plus élevé de l'ordre de -0,245 point pour les professeurs de 2<sup>ème</sup> classe, de - 0,166 point pour les professeurs de première classe et de -0,128 point pour les professeurs de classe exceptionnelle. Enfin, les simulations effectuées à partir des résultats du modèle probit ordonné estimé, montrent que les implications pédagogiques et collectives affectent fortement le score de publication au cours du cycle de vie. Percevoir une Prime de Responsabilité Pédagogique ou une Prime de Charge Administrative fait chuter, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité d'atteindre la meilleure évaluation du score de publication de respectivement 67,6% et 81,1% !

***b) Effets de voisinage, externalités de coopération scientifique et pression par les pairs: une fonction de production à deux régimes ?***

L'environnement de la recherche lors de la réalisation du doctorat peut générer des effets de « dépendance de sentier » tels que celui connu sous le nom d'effet Matthieu et initialement développé par MERTON [1968]. La littérature moderne sur les tournois dynamiques a poursuivi cette intuition en s'intéressant aux effets d'interaction dynamique entre compétition pour le recrutement puis compétition pour la promotion, sur l'évolution des performances individuelles (CARAYOL [2006], EDERER [2010]). Les propriétés d'équilibre de ces modèles mettent en effet en évidence l'existence d'un biais dynamique, connu sous le nom « d'effet Matthieu<sup>4</sup> ». Cet effet favorise, lors du concours à la promotion en deuxième étape du jeu, les vainqueurs du tournoi de la première étape (l'entrée dans la carrière). Cette littérature centre l'éclairage sur un traitement inégalitaire des chercheurs selon leur environnement scientifique au cours de leur carrière. Par une sorte de mécanisme de croissance « endogène » à deux régimes, les chercheurs les plus réputés bénéficieraient dès le départ d'un environnement de recherche plus favorable (recrutement initial plus rapide dans des universités de qualité, accès à de bonnes conditions de travail et opportunités de coopération au niveau international, valorisation rapide de la recherche réalisée en doctorat...), ce qui accélérerait dans la suite de leur carrière leur recrutement puis leur promotion pour l'accès aux grades les plus élevés (effet de *fast track*).

La coopération scientifique et les externalités associées à l'environnement de la recherche dans lequel est inséré un enseignant-chercheur, jouent donc un rôle décisif dans sa propre production individuelle que ce soit au niveau quantitatif comme au niveau qualitatif. Les possibilités de co-

---

<sup>4</sup> Traduction directe de « Matthew effect » il trouve son origine dans l'évangile selon St Matthieu où l'on peut en effet lire « *Celui qui a, on lui donnera et il aura un surplus, mais celui qui n'a pas, même ce qu'il a lui sera enlevé* » !

publication constituent à ce niveau l'un des vecteurs d'externalités attendus de l'intégration d'un enseignant-chercheur dans un laboratoire réunissant des compétences dans un ou plusieurs domaines.

Mettant en relation les publications en co-auteurs avec le classement des revues dans lesquelles ces publications ont été réalisées, KOCHER ET SUTTER [2004], montrent que le pourcentage des articles co-publiés est en relation croissante avec la qualité des revues. La tendance à co-publier, que ce soit entre chercheurs d'une même institution ou entre chercheurs relevant d'établissements différents, s'accroît de manière sensible avec le classement de la revue visée.

Sur les données des enseignants-chercheurs en physique, LISSONI, MAIRESSE, MONTOBBIO ET PEZZONI [2011] confirment l'impact positif des publications en co-auteurs sur la production individuelle. La contribution marginale de cette variable au score de publication individuelle varie de 0,1 à 0,17 en moyenne respectivement pour les professeurs et maîtres de conférences.

Dans leur étude portant sur les enseignants-chercheurs en économie en poste dans les universités et collèges américains en 2003, TAYLOR, FENDER ET BURKE [2006], estiment à 22,5% l'amélioration de la production scientifique annuelle apportée en moyenne sur la période par chaque co-auteur supplémentaire. RAUBER ET URSPRUNG [2008] obtiennent également un effet positif du nombre moyen de coauteurs sur la qualité des publications (mesurée par le facteur impact de chaque publication) au cours de la carrière. En contrôlant le biais d'endogénéité de cette variable, LEE ET BOZEMAN [2005] sur les chercheurs en sciences exactes et sciences de l'ingénieur aux Etats-Unis, et LESUEUR [2012] sur les enseignants chercheurs en économie candidats à la PES en 2009, confirment l'impact favorable de la co- publication sur la production scientifique.

Mais les effets d'externalités associés au rattachement d'un chercheur à un laboratoire peuvent être d'intensité différente selon le stock de compétence accumulé à un moment du temps au sein d'un laboratoire, d'un département ou d'une université de rattachement. Un effet seuil peut en effet exister en dessous ou au-delà duquel deux régimes de production scientifique peuvent se mettre en œuvre. L'un consistant à concentrer la production scientifique sur des supports de publications bien classés, l'autre au contraire à privilégier la quantité à la qualité. Telles sont les propriétés du modèle principal-agent fort stimulant présenté par MANES ET SHAPIRA [2011]. L'intuition de l'architecture générale de ce modèle n'est pas sans se référer aux propriétés d'équilibres multiples délivrés par certains modèles de croissance endogène tel celui de BECKER, MURPHY ET TAMURA [1990], qui oppose un régime de croissance faible avec pression démographique et trappe à sous-développement, à un régime de croissance régulière et développement harmonieux. Dans le premier régime, le stock de capital humain accumulé par l'économie est insuffisant pour générer de fortes externalités. Le coût d'opportunité de l'éducation des enfants est alors élevé et les ménages faiblement altruistes privilégient un nombre d'enfants élevé avec peu de capital humain par enfants. Dans les sociétés industrialisées où le niveau de capital humain de la collectivité a dépassé un certain seuil, les externalités de capital humain sont

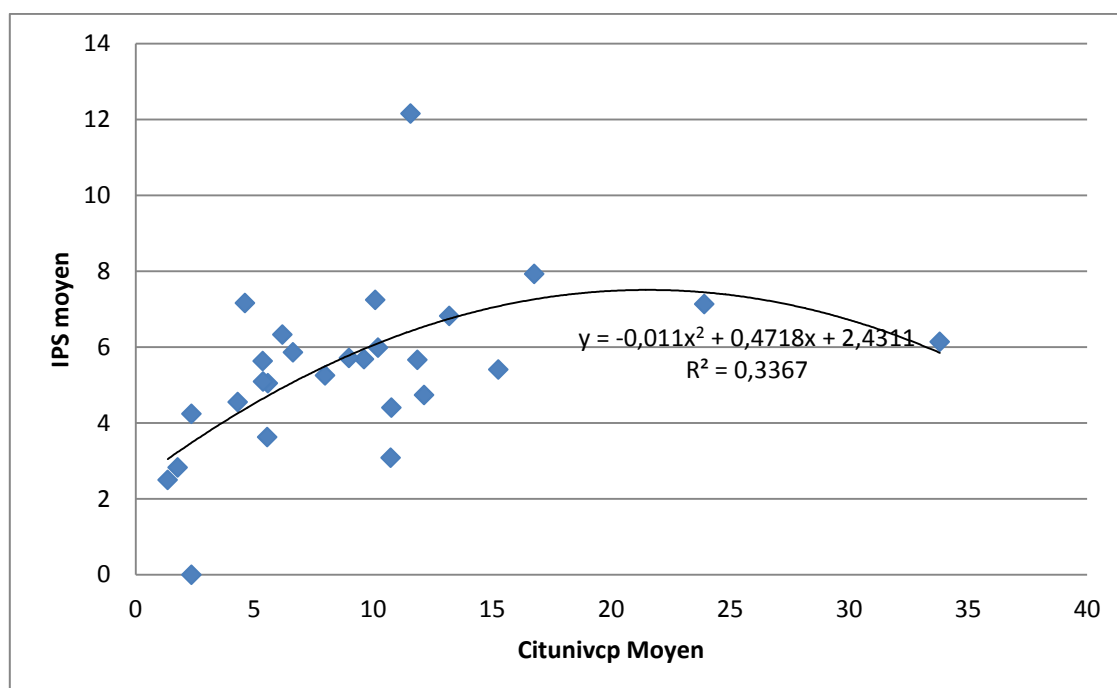
fortes et le coût d'opportunité de l'éducation des enfants devient plus élevé au sein du ménage. Les ménages, plus altruistes privilégient des familles de taille réduite avec peu d'enfants et un niveau de capital humain élevé par enfant.

Les auteurs s'inspirent de ce type de mécanisme en basant leur construction sur deux faits stylisés en matière de production scientifique. Premièrement, une relation croissante entre le taux de co-publication et la qualité des revues est observée (KOCHER ET SUTTER [2004]). Deuxièmement, la durée d'arbitrage des articles dans les dix meilleures revues internationales en économie s'est substantiellement allongée ELLISON [2002]. S'il fallait à peu près 9 mois en 1970 pour qu'un article proposé à la revue *Econometrica* soit publié, le temps d'attente est passé à plus de 26 mois en 1999. Pour l'*American Economic Review*, dans la même période, la durée est passée de 13,5 mois en 1980 à plus de 21 mois en 1999. Un article dans *Economic Inquiry* demandait 3,4 mois en moyenne d'arbitrage avant publication en 1980 contre 13 mois en 1999. Le coût d'opportunité d'un projet de publication dans une revue très bien classée a donc considérablement augmenté. Seuls les chercheurs qui peuvent compenser ce coût par de fortes externalités issues de la coopération avec ceux de leur département qui y ont déjà publié peuvent privilégier un tel objectif de publication. De fait les départements qui disposent d'un stock de talents suffisant, génèrent des externalités qui, par un mécanisme de pression par les pairs, leur permet d'atteindre un cercle vertueux où la qualité des articles devient prédominante sur la quantité. Dans les départements dans lesquels en revanche, le stock de compétence est insuffisant, le coût d'opportunité de l'investissement conduit à privilégier plutôt la quantité de publication dans des revues moins bien classées. Mettant en relation le taux de publication (toutes revues confondues) par chercheur dans chaque université avec le taux de publication par chercheur de ces mêmes universités, mais dans les seules revues de rang A, MANES ET SHAPIRA [2011] font clairement apparaître sur le plan statistique les deux « régimes » de publication en question. Leur modèle apporte un fondement à l'existence d'une production scientifique à deux régimes l'un privilégiant la qualité l'autre la quantité de publication.

Si l'intuition semble cohérente avec la structuration des universités américaines et des logiques de leurs départements d'économie, on peut s'interroger sur la transposition directe au cas français. D'une part le modèle suppose que selon le stock de talents accumulés, et de fait le niveau des externalités, les départements vont converger exclusivement vers l'un ou l'autre des régimes. D'autre part le modèle retient l'hypothèse que, par la pression par les pairs, talentueux et moins talentueux peuvent coopérer au sein d'un même département. Dans l'hypothèse où la diffusion des externalités se trouverait enrayée, une superposition des deux régimes au sein d'un même département ou d'un laboratoire ne pourrait être exclue. Cette hypothèse est d'autant plus défendable, que l'étude de MANES ET SHAPIRA [2011] ne contrôle pas les autres activités des enseignants-chercheurs qui sont donc supposées également distribuées quels que soient les individus.

Pour apporter une première illustration à cet effet d'environnement de la recherche nous avons mis en relation par grand regroupement d'universités (27 points) représentées dans notre échantillon PES, les liens entre le niveau moyen des scores de citation de ces établissements (BOSQUET ET COMBES [2011]) et le niveau moyen de production scientifique<sup>5</sup> des candidats rattachés à ces différents établissements regroupés. La figure 1 représente le nuage de point et le meilleur ajustement statistique obtenu entre ces deux variables sous une forme polynomiale d'ordre 2.

**Figure 1 : Liens entre niveaux moyens d'IPS des candidats et niveau moyen des scores de citation des universités de rattachements regroupées<sup>6</sup>.**



Deux remarques apparaissent clairement. D'une part une dispersion forte des scores de production scientifique des chercheurs appartenant à des établissements qui manifestent des scores moyens de citations identiques. D'autre part l'existence d'un effet de seuil (au voisinage d'une valeur de 19 de la variable cituniv) d'accumulation de compétences au-delà duquel, le niveau moyen de production scientifique des enseignants chercheurs diminue. La diffusion des externalités de

<sup>5</sup> Le calcul de notre indice de production scientifique (IPS) pour chaque candidature à la PES est détaillé et présenté en page 16.

<sup>6</sup> Les universités regroupées concernent Aix-Marseille, Amiens, Besançon, Bordeaux, Caen, Corte, Paris Est, Dijon, Grenoble, Antilles – Guyane, Lille, Limoges, La Réunion, Lyon, Montpellier, Nantes, Nice, Metz-Nancy, Orléans-Tours, Paris, Poitiers, Polynésie, Reims, Rennes, Rouen, Strasbourg, Versailles. A noter que Toulouse n'a pas été intégré dans le graphique car apparaissant comme un point « aberrant », le niveau d'IPS ayant été sous évalué par le fait que les candidatures à la PES n'ont pas été traitées par la commission nationale. On peut suspecter que le niveau d'IPS est également sous évalué pour Aix – Marseille pour des raisons identiques, Aix Marseille 2 n'ayant pas fait appel en 2009 et 2010 non plus à l'évaluation des candidatures PES par la commission nationale.

publication en présence d'un niveau de capital humain accumulé conséquent n'est donc pas si évidente que l'on pourrait le penser, même s'il faut rester prudent sur cette interprétation moyenne qui ne contrôle pas les autres facteurs d'hétérogénéité qui affectent la production scientifique.

### **3 – Une base de données inédite : les candidatures à la PES 2009 et 2010 en économie :**

Les candidats à la PES doivent renseigner, sur l'application mise en ligne par la DGESIP, un dossier de candidature et joindre un CV résumant leurs activités sur les quatre années passées. La période d'évaluation est donc bien délimitée, soit du 1.01.2005 au 1.01.2009 pour ce qui concerne la campagne PES 2009 et du 1.01.2006 au 1.01.2010 pour les candidats de la campagne 2010. C'est sur la base de ces informations et des évaluations décidées par la commission nationale qu'une base de données a pu être codée et constituée pour les 287 candidatures cumulées. Notons qu'au sein de ces 287 candidatures, 50 d'entre elles qui n'avaient pas obtenues la PES suite à la décision de leur établissement en 2009, ont à nouveau déposé leurs candidatures en 2010. Seules les informations concernant leur situation en 2010 ont été reportées dans le fichier<sup>7</sup> et une variable dichotomique de vague a été systématiquement introduite dans les estimations économétriques qui suivent.

L'échantillon ainsi constitué représente près de 14,7% de la population totale des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU<sup>8</sup>. Notons que comme dans l'étude de COMBES ET LINNEMER [2001], notre échantillon n'est pas insensible au problème de biais de sélection<sup>9</sup>. Compte tenu de son origine, sa composition ne peut-être issue d'un tirage aléatoire, mais relève d'une procédure d'auto-sélection de la part des candidat(e)s. Les résultats statistiques et économétriques qui suivent ne peuvent donc être interprétés que relativement à la composition de notre échantillon<sup>10</sup>.

---

<sup>7</sup> A noter que sur les 50 candidatures en question, 20 avaient obtenu un avis global B en 2009 et 30 un avis C. 85% des B n'ont pas amélioré leur score ou l'on vu se détériorer en 2010. De même, 70% des C sont restés confinés dans cette évaluation en 2010.

<sup>8</sup> Calcul effectué une fois déduit les effectifs relatifs aux 4 établissements RCE n'ayant pas eu recours à l'instance nationale.

<sup>9</sup> L'échantillon exploité par Combe et Linnemer (2001) a été constitué à partir des rapports d'activités des laboratoires affiliés au CNRS, à l'INRA ou à des institutions comme le CEPRII, l'OFCE, l'INSEAD ou HEC. Les enseignants – chercheurs relevant des équipes non CNRS ne sont donc pas couverts par cette étude.

<sup>10</sup> Le traitement du biais de sélection par une procédure de type Heckman nécessite l'accès à l'échantillon complètement renseigné de la population « mère » dont sont issus les candidats à la PES, ce dont nous ne disposons pas. En effet les données recensées sur le célèbre « cocotier », bien que représentatives de la population « mère », sont trop limitées dans les informations pour prétendre répondre au traitement du biais de sélection. Notons enfin que même dans l'hypothèse où nous disposerions d'une base de données exhaustive réunissant, pour toute la population des enseignants – chercheurs de la section 05 du CNU, les informations aussi riches que celles recensées dans les fichiers des candidats de la PES, le traitement économétrique d'un éventuel biais de sélection poserait problème. En effet, la condition d'identification des procédures de type Heckman



Le tableau 1 donne une illustration de la représentativité de notre échantillon par grade, en comparaison de la distribution de l'effectif des enseignants-chercheurs de la section 05 du CNU recensée au 31.12.2008.

**Tableau 1 : Représentativité de l'échantillon :**

	<b>PRCE</b>	<b>PRC1</b>	<b>PRC2</b>	<b>MCHC</b>	<b>MCCN</b>	<b>Total</b>
<b>Effectif section CNU 05 au 31.12.2008</b>	125	264	196	231	1140	1956
<b>Répartition (%)</b>	6,4	13,5	10,0	11,8	58,3	100
<b>Effectif échantillon cumulé PES 2009-2010</b>	26	57	62	22	120	287
<b>Répartition en %</b>	9,0	19,9	21,6	7,7	41,8	100

Source : Calcul des auteurs à partir des données DGES IP

Comme on pouvait s'y attendre eu égard au critère d'encadrement doctoral qui reste attaché aux principes d'attribution de la PES<sup>11</sup>, le tableau fait clairement apparaître une sur-représentativité des professeurs dans chaque grade dans notre échantillon (50,5 % de notre échantillon contre une représentativité de 29,9% au niveau de la section CNU 05. Les écarts sont en particulier sensibles pour les professeurs de deuxième classe qui se trouvent fortement sur représentés.

Les informations collectées dans cette base de données et dont les statistiques sont présentées dans le tableau 2 sont très riches.

---

usuellement retenue dans ce domaine nécessite de respecter une condition d'exclusion. Il s'agit de disposer de variables instrumentales fortement corrélés à la décision de participation (équation de sélection) mais faiblement corrélées à la variable d'intérêt (la production scientifique en l'occurrence). Le domaine de choix de telles variables est donc très restreint ou relève pour l'essentiel de caractéristiques individuelles qui restent inobservables par l'économètre.

<sup>11</sup> Du point de vue des critères d'éligibilité, l'article 1 du Décret 2009 – 851 du 8 juillet 2009 précise que la PES « (...) peut-être accordée aux personnels dont l'activité scientifique est jugée d'un niveau élevé par les instances d'évaluation dont ils relèvent ainsi qu'à ceux qui exercent une activité d'encadrement doctoral. Elle peut également être attribuée aux personnels lauréats d'une distinction scientifique de niveau international ou national conférée par un organisme de recherche dont la liste est fixée par arrêté du ministre chargé de la recherche ou apportant une contribution exceptionnelle à la recherche » ( JO du 10/07/09).

**Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'échantillon :**

<b>Variables</b>	<b>Définition</b>	<b>Moyenne ou %</b>	<b>Ecart- type</b>	<b>Mini</b>	<b>Maxi</b>
GEN	Genre (Hommes =1)	74,9 %		0	1
AGE	Age	44,94	9,76	30	68
EXP	Expérience professionnelle depuis l'entrée dans l'enseignement supérieur (années)	13,88	8,75	1	40
EXPaPRO	Expérience professionnelle avant la promotion dans le grade actuel (années)	10,93	8,10	1	37
ANCET	Ancienneté dans l'établissement (années)	10,02	7,63	1	37
MCCN	Maitre de conférence classe normale	41,8 %		0	1
MCHC	Maitre de conférences hors classe	7,7 %		0	1
PR2C	Professeur 2 <sup>ème</sup> classe	21,6 %		0	1
PR1C	Professeur 1 <sup>ère</sup> classe	19,9 %		0	1
PRCE	Professeur Classe Exceptionnelle	9,0 %		0	1
ANCEGRA	Ancienneté dans le grade (tous corps MC et PR et toutes classes confondus)	2,94	2,62	1	23
PRP	Prime de Responsabilité Pédagogique	9,40 %		0	1
PCA	Prime de Charge Administrative	5,57 %		0	1
PEDR	Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche	21,60 %		0	1
NTHC	Nombre de Thèses en Cours d'Encadrement	1,57	2,38	0	15
NTS	Nombre de Thèses Soutenues de 2005 (resp. 2006) à 2009 (resp. 2010)	0,99	1,66	0	8,5
NHEML	Nombre d'Heures Moyen Enseignées en Licence de 2007 (resp.2008) à 2009 (resp.2010) (équivalent TD)	90,99	67,10	0	347,5
NHEMM	Nombre d'Heure Moyen Enseignées en Master de 2007 (resp.2008) à 2009 (resp.2010) (équivalent TD)	95,26	59,54	0	334
NHEMD	Nombre d'Heures Moyen Enseignées en Doctorat de 2007 (resp.2008) à 2009 (resp.2010) (équivalent TD)	6,04	16,13	0	100,5
NMHC	Nombre Moyen d'Heures Complémentaires de 2007 à 2009 (équivalent TD)	22,49	41 ,18	0	309,5
NMHDS	Nombre d'Heures Moyen de Décharge de Service de 2007 (resp.2008) à 2009 (resp.2010) (équivalent TD)	22,27	40,21	0	192
UMR	Le laboratoire du candidat est une Unité Mixte de Recherche CNRS	60,97 %		0	1
EA	Le laboratoire du candidat est une Equipe d'Accueil	36,93 %		0	1

IPS	Indice de Production Scientifique	5,71	5,52	0	40,59
HIND2005 (resp. 2006)	H Index des candidats sur la période 1980-2005 (resp. 1980 – 2006)	4,35	4,40	0	30
CITUNIVPC	Indice de citation moyen des établissements (2004 – 2008)	14,41	12,99	0,9	76,65
SCORUP	Etablissement ayant enregistré une amélioration de son score de citation de plus de 3 points de 2004 à 2008	35,54%		0	1

➤ **Caractéristiques individuelles et carrières :**

Les données couvrent, outre les caractéristiques individuelles comme l'âge, le sexe, l'expérience accumulée depuis l'entrée dans l'enseignement supérieur comme l'ancienneté dans l'établissement actuel. Les hommes représentent près de 75% de l'échantillon et l'âge moyen est de presque 45 ans. Des informations sur les dates d'entrée dans chaque corps (maître de conférences ou professeur) ou dans chaque classe au sein de chaque corps sont également renseignées. Il est donc possible de décomposer de manière assez fine l'expérience accumulée, en tenant compte des mobilités enregistrées au cours de la carrière comme des promotions. Si l'expérience accumulée depuis la date d'entrée dans la profession est de plus de 13 ans, l'ancienneté moyenne dans le dernier établissement d'affectation est elle de 10 ans, un chiffre assez proche de l'expérience accumulée avant la promotion dans le grade (*exapro*). Ainsi près de 54% des candidats ont connu au moins une mobilité au cours de leur carrière.

➤ **Activités multitâches :**

• **La production scientifique :**

Sur la base des CV des candidats à la PES, il est possible d'évaluer, en quantité et en qualité, le volume de production scientifique de chaque candidat dans une même fenêtre temporelle. L'évaluation qui sera retenue dans cette étude a été basée sur le classement CNRS des revues et a conduit à la construction d'un indice de production scientifique (IPS).

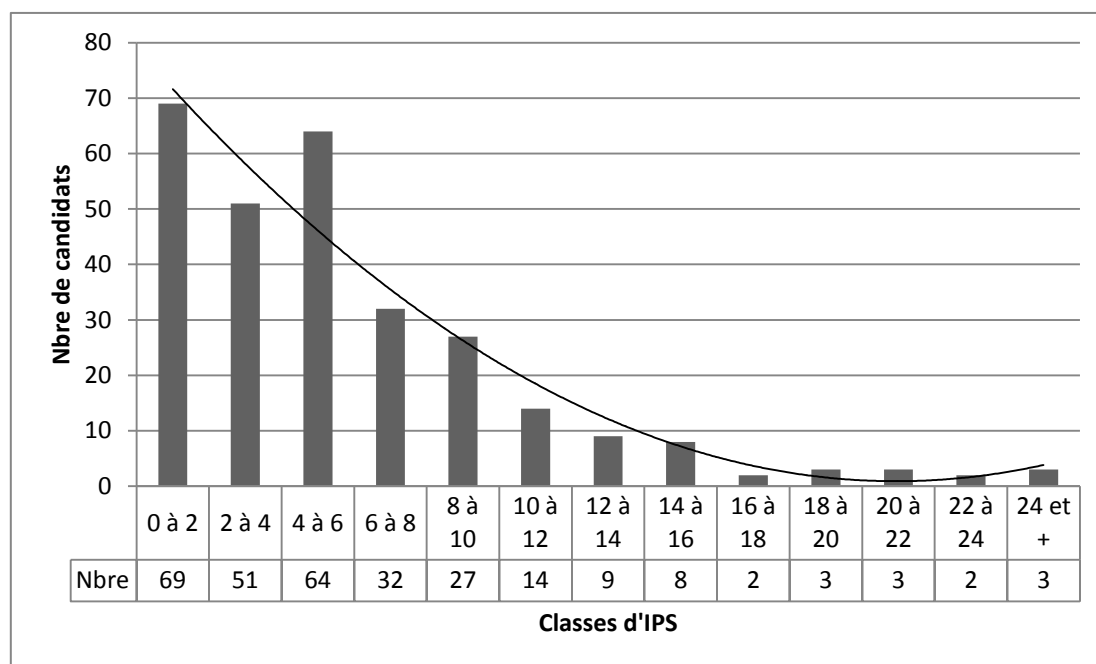
Le calcul de cet indice a été réalisé sur la base des seuls articles publiés sur la période du 1.01.2005 au 1.01.2009 pour les candidats de la campagne 2009 et du 1.01.2006 au 1.01.2010 pour les candidats de la campagne 2010. Seules les publications dans des revues répertoriées dans le classement du CNRS (juin 2008) ont été retenues à ce niveau et ce en conformité avec les critères d'évaluation de la commission nationale. Les publications annoncées comme à paraître n'ont pas été prises en compte, que ce soit lors de l'évaluation par le jury national ou que ce soit dans le calcul de

notre indice de production scientifique. Ce dernier a été calculé de manière assez simple<sup>12</sup>. Dans une première étape nous avons affecté des points en fonction du classement de la revue en reprenant la hiérarchie du dernier classement des revues effectué par le CNRS. Les revues classées 1\* ont été affectées de 5 points puis 4 points pour les entrées dans des revues classées 1 puis 3 points pour les revues classées 2 et ainsi de suite jusqu'à 1 point pour les revues classées en catégorie 4. Chaque note, pour chaque publication, a été divisée par la racine carrée du nombre de co-auteurs, et toutes les valeurs obtenues pour chacune des publications et pour chaque candidat ont été agrégées pour évaluer leur indice de production scientifique.

Les valeurs obtenues de cet indice qui sont consignées dans le tableau 2 varient entre 0 et 40,59 avec une moyenne autour de 5,71. La prise en compte du nombre de co-auteurs dans le calcul de cet indice présente deux avantages pour les estimations économétriques qui suivent. Le premier est de ne pas avoir à contrôler la nature endogène de cette variable, lors de l'estimation économétrique d'une fonction de production. Le deuxième est de pouvoir évaluer l'effet net des externalités liées à l'indice de citation de l'établissement de rattachement, lequel aurait pu être affaibli en présence d'une variable contrôlant le nombre de co-auteurs sans doute fortement colinéaire.

La figure 2 présente l'histogramme, par classes regroupées, de la distribution de l'indice de production scientifique obtenu à l'issue de nos calculs.

**Figure 2 : Distribution par classe de l'IPS et loi de Lotka**



<sup>12</sup> Notre critère de mesure n'est pas très éloigné de celui qui a été utilisé par le jury du concours national d'agrégation de l'enseignement supérieur 2007-2008 présidé par Louis Lévy Garboua [2008].

On retrouve bien l'existence d'une loi de Lotka avec une forte concentration des candidats autour des valeurs faibles de l'IPS. 24% de l'échantillon manifeste un IPS compris entre 0 et 2 contre 4,5% seulement de candidats dont l'IPS est supérieur à 16.

Pour contrôler la loi de Lotka [1926], nous avons également calculé pour chaque candidat, le facteur d'impact de leurs citations à partir de leur  $h$  index fourni par le logiciel « *Publish or Perish* » de Harzing [2010] qui se base sur les informations de Google Scholar. Le  $h$  index des citations ou encore appelé indice  $h$  de Hirsch [2005], est une évaluation de la production scientifique largement utilisée dans la littérature. Il est construit sur la base du nombre de citations des articles publiés. Ainsi, un chercheur est affecté d'un indice de niveau  $h$  si  $h$  de ses  $n$  articles ont au moins  $h$  citations chacun et ses autres articles ( $n - h$ ) ont au plus  $h$  citations. Un chercheur dont l'indice  $h$  est de 6 aura donc publié au moins 6 articles qui auront été cités chacun au moins 6 fois. Ainsi plus le  $h$  index est élevé et plus le chercheur est productif au sens de la citation de ses travaux. Cet indice a été mesuré pour les années avant la période de comptage des publications retenue pour l'évaluation de la PES, soit en 2005 pour les candidats à la PES 2009 et en 2006 pour les candidats à la PES 2010. La valeur moyenne du  $h$  index des candidats de l'ordre de 4,35 est assortie d'une très forte dispersion allant de 0 à 30.

- **Activités pédagogiques et administratives :**

Comme noté précédemment, un des atouts de la base de données PES est de donner des informations précises, non seulement sur la production scientifique, mais aussi sur les implications en matières pédagogiques et administratives dans les deux dernières années qui ont précédé la candidature.

Il est ainsi possible d'évaluer le nombre d'heures moyen assurées dans chaque niveau de formation (L, M et D) voire le volume des décharges de service obtenu ou à l'opposé le montant des heures complémentaires réalisées. La distribution du volume moyen des heures d'enseignement dans les trois niveaux de formation correspond bien au service statutaire, soit assez proche des 192 heures en équivalents TD, avec une répartition en moyenne quasi équilibrée entre le niveau L et le niveau M. La dispersion observée à ce niveau est toutefois très forte comme en témoigne les valeurs extrêmes de la distribution tant dans les enseignements de licence que de master. Le volume moyen de décharge de service comme d'heures complémentaires est proche de 23 heures mais ici encore, la variance observée est forte, qui couvre des cas de décharge liés à des Congés de Recherche pour Conversion Thématique voire des mises en disponibilités ou détachement qui ont pu couvrir plusieurs semestres.

Les implications dans les responsabilités collectives au niveau local sont identifiables par les informations délivrées sur la perception de primes comme les primes de responsabilité pédagogique (plus de 9% de l'échantillon), ou les primes de charges administratives (5,57%).

On dispose également du nombre de thèses en cours d'encadrement, du nombre de thèses soutenues. En moyenne sur la période, les habilités à diriger des recherches de l'échantillon ont encadré entre 1 et 2 thèses et ont fait soutenir à peu près 1 thèse dans la période. Le taux d'encadrement peut toutefois prendre des valeurs très élevées et parfois en dehors des normes préconisées par l'AERES puisque l'on enregistre une valeur maximale de 15 thèses en cours pour un candidat. Enfin, l'information sur la partie des candidats qui étaient titulaires d'une Prime d'Encadrement Doctoral et de Recherche arrivée à échéance, a également pu être exploitée, ce qui couvre 21,6 % de l'échantillon.

- **L'environnement de la recherche :**

Enfin, les données PES permettent de replacer l'enseignant-chercheur dans son environnement de recherche.

Le rattachement à une équipe de recherche et à un établissement nous a permis, de contrôler, outre l'éventuel effet de labellisation CNRS de l'équipe (près de 61% des candidats concernés) sur la production scientifique individuelle, l'effet d'externalité lié aux compétences accumulées dans le laboratoire de rattachement. Pour cela nous avons exploité les résultats de l'étude de BOSQUET ET COMBES [2011] qui ont construit à partir de Google Scholar, des indicateurs d'impact des laboratoires d'économie et de leurs universités de rattachement calculés à partir des citations de leurs membres (*citunivpc*). Les indices moyens de citations pour tous les établissements couverts par notre base de données ont donc été retenus pour évaluer les effets d'externalités. La base de données constituée par BOSQUET ET COMBES [2011] et qui porte sur la période 2004-2008 permet également d'identifier, parmi les établissements, ceux qui ont vu leurs scores de citation s'améliorer d'au moins 3 points dans la période. Un indicateur binaire (*scorup*) a été construit sur la base de cette information dont la valeur 1 a été associée à chaque individu de notre échantillon rattaché à une université ayant enregistré une progression de son indice, ce qui concerne 35,54% des établissements représentés dans notre échantillon.

#### **4 – Les résultats des estimations économétriques :**

La forte concentration des valeurs minimales de l'IPS en zéro nous a amené à retenir un modèle à variable censuré de type Tobit. Les variables de contrôle permettant d'identifier les déterminants usuels de la production scientifique présentés dans la section 2 de cet article ont été privilégiées. Toutefois, eu égard à l'hétérogénéité des statuts, du degré d'implication dans les activités pédagogiques et administratives ou encore de l'environnement de recherche des enseignants-chercheurs, les estimations économétriques Tobit basées sur des valeurs moyennes pourraient s'avérer

réductrices pour identifier les *inputs* ayant contribué à la production scientifique observée. On peut notamment s'interroger sur l'influence discriminante de chaque input à différents points de la distribution de l'indice de la production scientifique. A cette fin, nous avons complété nos résultats Tobit par des estimations économétriques par quartiles.

#### a) **Les résultats des estimations économétriques Tobit :**

Les résultats économétriques obtenus sur la base des estimations du modèle Tobit sont présentés dans le tableau 3.

Commençons tout d'abord par l'effet des caractéristiques individuelles et de la carrière.

Un effet genre est régulièrement contrôlé dans les travaux empiriques portant sur la production scientifique pour tester en quoi la participation plus intense des femmes à la production domestique du ménage et les interruptions d'activité à l'occasion des naissances, peuvent affecter l'intensité de leur production scientifique. Si les résultats sont très controversés dans ce domaine, nos estimations économétriques font clairement apparaître l'absence d'un effet genre pour notre échantillon des candidatures à la PES. Ce résultat est convergent avec ceux obtenus par FOX ET MOHAPATRA [2007] et MORRISEY ET CAWLEY [2008] sur données américaines. Si les candidates à la PES ne semblent pas avoir souffert du temps consacré à la production domestique dans activité de publication, on ne peut toutefois exclure qu'un effet d'auto-sélection plus marqué ait pu jouer chez les femmes que chez les hommes, ce qui aurait pu neutraliser cet effet.

L'âge et l'ancienneté accumulée dans le dernier établissement ont été retenus pour contrôler les effets de cohortes et du cycle de vie de la production scientifique. Quelles que soient les équations estimées, les résultats confirment de manière très significative et toutes choses égales par ailleurs, une plus forte propension à publier pour les générations les plus jeunes de l'échantillon. On trouve sans nul doute à ce niveau les effets positifs, quelques années plus tard, d'un meilleur suivi des études doctorales et de leur financement, de la mise en place de *PhD program* et de l'insertion de plus en plus forte et précoce des générations successives de docteurs dans les réseaux de recherche internationaux.

**Tableau 3: Résultats des estimations économétriques du modèle Tobit**

Variable expliquée : logIPS	Equations estimées			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<b>Cycle de productivité</b>				
Genre (=1 si homme)	-0,079 (-0,69) ns	-0,088 (-0,78) ns	-0,082 (-0,73) ns	-0,080 (-0,73) ns
AGE	-0,026 (-3,37)***	- 0,024 (- 3,18)***	-0,026 (-3,47)***	-0,035 (-4,11)***
Ancet	-0,038 (-1,81)*	-0,041 (-1,96)**	-0,050 (-2,48)**	-0,040 (-1,91)**
Ancet2	0,0012 (2,04)**	0,0011 (1,98)**	0,0012 (2,19)**	0,0009 (1,55) ns
<b>Effet Lotka</b>				
Hindex (2005/2006)	0,047 (3,35)***	0,046 (3,30)***	0,037 (2,58)**	0,0284 (1,93)*
<b>Effets d'externalités</b>				
LogCitun : indice de citation de l'université de rattachement		0,931 (2,74)**	0,958 (3,00)***	0,891 (2,77)**
(logCitun) <sup>2</sup>		-0,173 (-2,67)**	-0,181 (-2,96)***	-0,169 (-2,75)**
Scorup : être membre d'une université qui a vu son score de citation augmenter		- 0,203 (-1,76)*	-0,254 (-2,20)**	-0,233 (-2,03)**
Umr : être membre d'une Unité Mixte de Recherche CNRS	-0,030 (- 0,27) ns	- 0,105 (- 0,91) ns	-0,120 (-1,06) ns	-0,098 (-0,85) ns
<b>Contrôle multitâche</b>				
log (heml) : nombre d'heures moyen d'enseignement en licence (log)	-0,097 (-2,59)**	-0,104 (-2,82)***	-0,094 (-2,59)**	-0,085 (-2,31)**
Ds : Décharge de service	-0,0015 (-1,86) *	-0,0016 (-1,95)*	-0,0016 (-2,09)**	-0,0017 (-2,23)**
Pca : prime de charges administratives	-0,656 (-2,01)**	-0,682 (-2,09)**	-0,694 (-2,23)**	-0,749 (-2,45)**
<b>Incitation / promotion passée</b>				
Pedr (-1) : avoir eu la Pedr avant			0,490 (3,40)**	0,336 (2,01)**
Prc : professeur classe exceptionnelle				0,509 (2,13)**
Pr1c : professeur 1 <sup>ère</sup> classe				0,402 (1,91)*
Pr2c : professeur 2 <sup>ème</sup> classe				0,137 (1,01) ns
Mc (réf.) maître de conférences				-
D2010 : vague PES 2010	0,134 (1,25) ns	0,172 (1,58) ns	0,193 (1,77)*	0,188 (1,72)*
<b>Effets spécifiques JEL</b>				
JEL 1 : Histoire de la Pensée économique et Méthodologie	0,771 (2,57)**	0,805 (2,54)**	0,761 (2,46)**	0,826 (2,64)**
JEL2 : Méthodes math.et quantitatives	0,604 (2,07)**	0,513 (1,74) *	0,483 (1,67) ns	0,499 (1,76)*
JEL3 : Microéconomie	0,685 (2,15)**	0,536 (1,65)*	0,481 (1,52) ns	0,499 (1,76)*



JEL4 : Macroéconomie et Economie Monétaire	0,290 (1,03) ns	0,236 (0,83) ns	0,187 (0,69) ns	0,207 (0,78) ns
JEL5 : Economie Internationale	0,058 (0,02) ns	0,035 (0,11) ns	-0,111 (-0,35) ns	-0,051 (-0,16) ns
JEL6 : Economie Financière	0,332 (1,05) ns	0,222 (0,69) ns	0,149 (0,48) ns	0,182 (0,59) ns
JEL7 : Economie Publique + l'économie et le juridique	0,509 (1,80)*	0,504 (1,78)*	0,370 (1,37)*	0,408 (1,51) ns
JEL8 : Santé, Education et Bien Etre + Economie du travail et démographie	0,337 (1,23) ns	0,315 (1,14) ns	0,289 (1,08) ns	0,329 (1,24) ns
JEL10 : Organisation industrielle	0,295 (1,07) ns	0,237 (0,86) ns	0,182 (0,69) ns	0,239 (0,91) ns
JEL11 : Histoire économique	0,398 (1,21) ns	0,343 (1,04) ns	0,361 (1,17) ns	0,475 (1,51) ns
JEL12 : Economie du dével. changement technologique et croissance	-0,304 (-0,90) ns	-0,383 (-1,13) ns	-0,377 (- 1,14) ns	-0,285 (-0,87) ns
JEL13 : Economie urbaine, rurale et régionale	0,014 (0,04) ns	0,0091 (0,03) ns	0,015 (0,05) ns	0,093 (0,28) ns
JEL15 : Economie de l'agriculture et des ressources naturelles (Réf.)	-	-	-	-
Constante	2,90 (6,67)***	1,88 (3,20)***	1,99 (3,49)***	2,27 (3,82)***
Log de vraisemblance	-353,94	-349,27	-342,78	-340,03
F test	4,26	3,90	4,57	4,37
Pseudo R2	0,099	0,111	0, 128	0,135
Test d'effets JEL (ratio de vraisembl. – test du Chi2)	27,18 ns	30,44 ns	32,02 ns	30,38 ns
Nombre d'observations	287	287	287	287
Nbre censures en zéro	38	38	38	38

NB : Toutes les estimations ont été réalisées en utilisant la méthode de correction de White

En lien avec ces effets de cohorte, nous avons introduit une variable de vague pour tenir compte d'un effet de structure d'échantillon spécifique à chaque concours. Cette variable s'avère produire un effet significatif sur la production scientifique : toutes choses égales par ailleurs, les candidats de la promotion 2010 se sont avérés plus productifs que ceux de la vague 2009.

L'ancienneté accumulée dans l'établissement actuel manifeste un effet quadratique faisant apparaître un seuil au-delà duquel, l'ancienneté manifesterait à nouveau un effet positif sur la production scientifique. On imagine ici l'effet des changements opérés dans les pondérations affectées au temps consacré aux différentes activités des enseignants chercheurs au fur et à mesure que leur ancienneté augmente dans leur établissement. L'augmentation de leurs implications dans les responsabilités pédagogiques, scientifiques ou administratives affecte le temps consacré à la production scientifique, du moins jusqu'à une étape de la carrière où un désengagement de ces activités peut à nouveau permettre à certains de se consacrer à la production scientifique.

Nos résultats supportent aussi l'hypothèse d'une loi de Lotka. En effet, le  $h$  index des candidats mesuré dans la période qui a précédé celle concernant la mesure de leur IPS, produit un effet statistiquement significatif et positif, confirmant l'existence d'un biais dynamique par lequel les chercheurs les plus réputés (les plus cités), continuent de manifester le niveau de publication le plus élevé.

Pour compléter ces résultats, nous avons également souhaité évaluer l'effet qu'a pu exercer la thématique de recherche sur le niveau de production scientifique. Il s'agit de contrôler plusieurs facteurs à ce niveau. D'une part l'effet d'externalité dont peut bénéficier un enseignant chercheur du fait du développement accéléré de la littérature internationale dans son domaine à un moment donné du temps, ou à l'opposé, l'effet néfaste de son isolement dans la recherche compte tenu du caractère spatialement très concentré de la recherche dans certains domaines très spécialisés. D'autre part, la thématique de recherche peut offrir des opportunités d'usage alternatif du temps (enseignements, expertises, consultations dans le secteur privé au niveau national ou international), qui peuvent affecter le temps consacré à la recherche académique et de fait réduire la production scientifique. Pour contrôler ces facteurs nous avons attribué à chaque individu de l'échantillon un effet spécifique (variable dichotomique) à sa thématique de recherche en reprenant la codification proposée par le *Journal of Economic Literature*. RAUBER ET URSPRUNG [2008] obtiennent par exemple dans leurs résultats économétriques des effets systématiquement positifs et statistiquement significatifs pour les champs de recherche de la microéconomie, de la macroéconomie, de l'économie publique et de l'économétrie. Nos résultats montrent que les effets spécifiques par des variables dichotomiques JEL se sont avérés globalement statistiquement significatifs, comme en témoigne le test du ratio de vraisemblance présenté dans le tableau 3. Seuls quelques domaines de recherche semblent manifester, par rapport à la référence JEL 15 (Economie de l'agriculture et des ressources naturelles) un avantage comparatif dans la production scientifique. Tel semble être le cas des candidats spécialisés dans le domaine de la pensée économique, de la méthodologie et de l'histoire économique (JEL 1), des méthodes mathématiques et quantitatives (JEL 2), de la microéconomie (JEL 3) ou de l'économie publique et de l'économie du droit (JEL 7).

De manière plus originale par rapport à la littérature existante, nos résultats permettent d'évaluer les effets d'externalités issus de l'environnement scientifique d'une part par le rattachement à une équipe labélisée par le CNRS (Umr), mais aussi par le logarithme du score de citation de l'établissement de rattachement ainsi que sa valeur quadratique. Avec (cf. équations (2), (3) et (4)), ou sans (cf. équation (1)), contrôle des scores moyens de citations des établissements (et donc des équipes de recherche qui y sont intégrées), le rattachement à une équipe Umr n'exerce aucun effet statistiquement significatif. Ce résultat reste au final assez inattendu tant on ne peut suspecter, comme le montrent les résultats de l'équation (1), une éventuelle colinéarité avec la variable contrôlant le score de citation de l'établissement dans lequel s'insère l'Umr. Les efforts manifestés en France par

les instances d'évaluations pour favoriser la concentration des moyens autour d'un faible nombre de laboratoires atteignant ainsi une certaine taille critique au niveau international, devait conduire à observer un effet spécifique positif du rattachement des enseignants-chercheurs à une équipe reconnue CNRS par référence aux autres types de rattachement. Tel n'est pas le cas dans notre échantillon dont pourtant près de 61% de l'effectif relève d'une telle structure de recherche.

Ce résultat montre l'importance qu'il faut attribuer au score de publication des laboratoires de recherche de l'établissement, plutôt qu'à leurs labellisations institutionnelles. Nos résultats éclairent d'ailleurs ce point. Nous mettons ainsi en évidence un effet quadratique du logarithme du score de citation ( $citun$  et  $citun^2$ ) des établissements sur la production individuelle. Nous concluons même à l'existence d'un seuil critique au-delà duquel, l'accumulation des performances collectives pourrait exercer un effet négatif sur les performances individuelles. Ce seuil s'établit entre 14 et 15, soit une valeur proche de la moyenne de l'échantillon.

L'existence d'un effet seuil, conduit à s'interroger sur les limites des externalités attendues de la pression par les pairs au sein d'un établissement, d'autant que la variable *scorup* témoigne d'un effet assez singulier. En effet, quelles que soient les équations estimées, les candidats à la PES rattachés à des établissements qui ont enregistré de 2004 à 2008 (donc avant l'examen de leurs candidatures) une progression sensible de leur indice moyen de citation (+3 points) manifestent, toutes choses égales par ailleurs, une réduction de leur production scientifique.

Enfin, un autre résultat novateur est de révéler l'influence du caractère multitâche de l'activité des enseignants-chercheurs sur la production scientifique, alors que ceci n'est généralement pas pris en compte dans la littérature. Les résultats obtenus montrent clairement que l'implication dans les enseignements de niveau L comme l'implication dans des responsabilités pédagogiques (décharges de services) ou administratives (*pca*) affectent négativement les performances en matière de publication. On comprend alors que des règles de promotion ou d'accès à des primes par lesquelles, le critère de publication serait prépondérant, risquent de recevoir comme réponse, une spécialisation des tâches et une désertion des implications dans les deux autres activités de la profession. Une superposition de deux régimes, l'un obéissant à la spécialisation des tâches et l'autre poursuivant la polyvalence, pourrait alors générer des tensions si le même critère de mesure de l'output était retenu face à une mobilisation hétérogène des inputs. On peut s'interroger à ce niveau du résultat, sur le lien qui pourrait exister avec le signe négatif de la variable *scorup*.

Nous avons également souhaité évaluer l'impact incitatif de la prime d'encadrement doctoral et de recherche (PEDR) mais aussi les effets du grade atteint en distinguant les trois classes au sein des professeurs d'université par référence aux maîtres de conférences. Les titulaires d'une PEDR arrivée à échéance, manifestent un effort de publication plus élevé que la moyenne de l'échantillon. Le risque d'endogénéité de cette variable semble ici écarté puisqu'il s'agit bien d'étudier en quoi, la production

scientifique observée de 2006 à 2010 a pu être affectée pour les candidats qui avaient pu bénéficier par le passé d'une PEDR. L'introduction de cette variable supplémentaire dans l'équation (3) n'affecte pas le caractère significatif de toutes les autres variables et tend à améliorer la qualité d'ensemble de la régression. Le contrôle du grade atteint par les candidats à la PES montre également qu'en dehors des professeurs de deuxième classe, ceux qui ont accédé à la première classe et à la classe exceptionnelle manifestent, par rapport à la moyenne de l'échantillon, des scores de publications plus élevés.

#### **b) Les résultats des estimations par quantiles :**

On peut suspecter que l'impact de nos variables de contrôle et les différents effets qu'elles sont censées représenter, ne soit pas de même nature ni de même ampleur sur les différents quantiles de la distribution de l'indice de production scientifique, que les résultats obtenus sur la moyenne semblent le faire apparaître. Le recours aux techniques d'estimation économétrique par quantiles (KOENKER ET BASSET [1978], KOENKER ET HALLOCK [2001]), permet de répondre à cette question en apportant une analyse discriminante des facteurs explicatifs de la production scientifique, en particulier aux points extrêmes de la distribution. Nous avons soumis la spécification économétrique (3) obtenue sous le modèle Tobit, à une telle procédure d'estimation en nous cantonnant à une analyse par quantiles. Compte tenu de la taille limitée des sous-échantillons ainsi constitués, toutes les estimations économétriques présentées dans le tableau 4 ont fait l'objet d'une procédure *bootstrap*.

Les résultats obtenus sont particulièrement intéressants. Au-delà du fait qu'ils démontrent l'existence d'une réelle hétérogénéité des techniques de production scientifique lorsque l'on évolue du quartile le plus bas de la distribution de l'IPS au plus élevé, ils permettent également de faire apparaître deux régimes explicatifs de la production scientifique des enseignants chercheurs qui se distinguent par la nature des inputs mobilisés.

En effet, les candidats qui s'inscrivent dans le premier quartile de la distribution (Q25), sont les seuls pour lesquels le cycle de production scientifique lié à l'ancienneté dans l'établissement semble jouer. Ce sont aussi les seuls candidats dont la production scientifique est fortement sensible aux implications dans les tâches pédagogiques réalisées en licence (variable *logheml*), voire les responsabilités pédagogiques ayant donné lieu à décharges de service (*ds*). Les externalités associées au rattachement à un laboratoire manifestant un score de citation élevé, semblent également très limitées pour cette strate de l'échantillon des moins publiant, sans doute parce que leur implication dans les autres tâches les rend moins présents dans leur laboratoire. Leur régime de production scientifique semble s'inscrire dans une logique de polyvalence avec une répartition de leur activité entre les trois tâches qui président aux missions des enseignants-chercheurs comme à leurs critères d'évaluations lors des phases de promotion.

A l’opposé, le quartile des plus publiant de l’échantillon (Q75) ne manifeste aucune sensibilité au cycle de production scientifique ni même à l’effet de génération, la variable âge n’étant pas significative. La production scientifique de ces candidats n’est pas affectée par les activités pédagogiques ou les responsabilités dans ce domaine comme dans le domaine administratif. Leur régime de production scientifique entre plutôt dans le cadre de la spécialisation des tâches, avec un centrage de leur activité sur la production scientifique. Cette strate de l’échantillon manifeste en revanche une forte sensibilité de la production scientifique aux effets d’externalités au sein des laboratoires de rattachement. Les candidats à la PES qui relèvent de cette strate semblent également fortement sensibles aux incitations par les primes, comme en témoigne le caractère statistiquement significatif de la variable PEDR.

Le calcul des valeurs moyennes de plusieurs indicateurs au sein de chaque quartile confirme cette intuition. On note que le quartile des plus publiant est composé de candidats plus jeunes (soit entre 42 et 43 ans contre près de 49 ans pour la strate des moins publiant), généralement beaucoup moins impliqués dans les enseignements de licence (25% des plus publiant n’y assurent aucune heure d’enseignement contre seulement 5,5% dans cette situation au sein du premier quartile). Enfin si près de 11% des candidats regroupés dans le premier quartile manifestent des responsabilités administratives, seuls 2,7% du quartile des plus publiant témoignent d’une activité dans ce domaine. Le nombre moyen de co-auteurs de cette dernière sous – population se situe entre 4 et 5 contre une valeur juste au dessus de l’unité (1,31) pour la strate des moins publiant.

Le quartile médian de la distribution présente un profil « hybride » et sans doute instable entre les deux régimes qui viennent d’être décrits. Les candidats qui s’inscrivent dans cette strate de la distribution continuent à être impliqués dans les formations de niveau L mais aussi et surtout dans des responsabilités administratives qui l’une et l’autre affectent négativement leur production scientifique. Ils se rapprochent en ce sens encore d’une logique de polyvalence. Mais leur production scientifique reste fortement attachée à l’effort de production antérieur (*h* index) et semble attirée par le régime de production scientifique du quartile supérieur que leur niveau d’inputs ne leur permet pas d’atteindre. Ils se rapprochent d’ailleurs du profil du quartile supérieur par leur insensibilité au cycle de production scientifique, le rôle influent des externalités qu’ils tirent de leur rattachement à un laboratoire ayant acquis une bonne réputation générant des sources de co-publications et leur forte sensibilité à la PEDR. Ici encore, l’analyse de quelques statistiques descriptives de cette sous – population ne réfute pas cette interprétation des résultats économétriques. Agés en moyenne de près de 45 ans, le poids de leurs enseignements en licence dans leur service est le plus élevé de tous les quartiles de la distribution (53%). A cette implication pédagogique est associée une participation dans les responsabilités pédagogiques qui concerne plus de 4,2% de leur strate. Sensibles également aux effets d’externalités dans leur production scientifique personnelle, le nombre moyen de co-auteurs dans cette strate reste élevé et se situe entre 3 et 4.

Tableau 4 : Résultat des estimations de l'équation (3) par quantiles

Variable expliquée : logIPS	Equation (3) estimées par quartiles d'IPS		
	Q25	Q50	Q75
<b>Cycle de productivité</b>			
Genre (=1 si homme)	-0,155 (-1,02) ns	-0,018 (-0,13) ns	0,016 (-0,10) ns
Age	-0,031 (-2,99)**	- 0,025 (- 2,76)***	-0,013 (-1,64) ns
Ancet	-0,069 (-2,37)**	-0,035 (-1,18) ns	-0,024 (-0,84) ns
Ancet2	0,0021 (2,24)**	0,0006 (0,76) ns	0,0004 (0,52) ns
<b>Effet Lotka</b>			
Hindex (2005/2006)	0,032 (1,72) *	0,035 (1,87)*	0,025 (1,11) ns
<b>Effets d'externalités</b>			
Log Citun : indice de citation de l'université de rattachement	0,591 (1,75)*	0,915 (2,52)**	0,856 (2,43)**
(log Citun) <sup>2</sup>	-0,105 (-1,44) ns	-0,184 (-2,59)***	-0,164 (-2,39)**
Scorup : être membre d'une université qui a vu son score de citation augmenter	-0,190 (-1,23) ns	- 0,320 (-2,09)**	-0,156 (-0,98) ns
Umr : être membre d'une Umr CNRS	-0,062 (- 0,36) ns	-0,053 (-0,37) ns	-0,030 (-0,22) ns
<b>Contrôle multitâche</b>			
log (heml) : nombre d'heure moyen d'enseignement en licence (log)	-0,112 (-1,73)*	-0,859 (-2,07)**	-0,056 (-1,49) ns
Ds : Décharge de service	-0,0021 (-1,73) *	-0,0016 (-1,37) ns	-0,0001 (-0,11) ns
Pca : Prime de charge administrative	-0,536 (-1,52) ns	-0,582 (-1,85)*	-0,547 (-1,21) ns
<b>Incitation / promotion passée</b>			
Pedr (-1) : avoir eu la PEDR avant	0,345 (1,66) *	0,518 (2,87)***	0,439 (2,02)**
D2010 : vague PES 2010	0,145 (0,87) ns	0,166 (1,15) ns	0,038 (0,33) ns
<b>Effets spécifiques JEL</b>			
JEL 1 : Histoire de la Pensée économique et Méthodologie	0,467 (0,73) ns	0,715 (1,91)*	0,317 (0,94) ns
JEL2 : Méthodes mathématiques et quantitatives	0,732 (1,42) ns	0,507 (1,38) ns	0,0044 (0 ,01) ns
JEL3 : Microéconomie	0, 331 (0,59) ns	0,360 (0,74) ns	0,342 (0,88) ns
JEL4 : Macroéconomie et Economie Monétaire	0,243 (0,56) ns	-0,051 (-0,13) ns	-0,028 (-0,09) ns
JEL5 : Economie Internationale	0,175 (0,32) ns	-0,133 (-0,37) ns	-0,282 (-0,79) ns
JEL6 : Economie Financière	0,503 (1,00) ns	-0,027 (-0,07) ns	-0,191 (-0,53) ns
JEL7 : Economie Publique + l'économie et le juridique	0,789 (1,82)*	0,184 (0,49) ns	-0,223 (-0,67) ns
JEL8 : Santé, Education et Bien Etre +	0,678	0,246	0,012

Economie du travail et démographie	(1,64) ns	(0,70) ns	(0,04) ns
JEL10 : Organisation industrielle	0,674 (1,72)*	-0,041 (-0,97) ns	-0,089 (-0,25) ns
JEL11 : Histoire économique	0,930 (1,66) ns	0,285 (0,76) ns	-0,122 (-0,33) ns
JEL12 : Economie du développement, changement technologique et croissance	-0,095 (-0,02) ns	-0,411 (-0,97) ns	-0,286 (- 0,82) ns
JEL13 : Economie urbaine, rurale et régionale	0,118 (0,24) ns	0,093 (0,20) ns	-0,049 (-0,13) ns
JEL15 : Economie de l'agriculture et des ressources naturelles (Réf.)	-	-	-
Constante	2,15 (2,49)**	2,10 (3,44)**	2,13 (3,95)***
Pseudo R2	0,229	0,171	0,165
Nombre d'observations	287	287	287

Un élément différencie toutefois fondamentalement le quartile médian des deux autres quartiles extrêmes. C'est en effet le seul quartile de la distribution à manifester un effet statistiquement significatif et négatif au seuil de 95% de confiance, de la variable *scorup*. Pour cette strate de l'échantillon dont les performances de publication se situent au dessus du régime de production des polyvalents et en dessous du régime de production des spécialistes, l'observation d'une amélioration sensible du stock de talents au sein du laboratoire tend donc à réduire, et non à augmenter, leur productivité individuelle. L'observation de ce résultat qui mérite bien entendu une investigation économétrique plus poussée, justifie que l'on s'y attarde. Elle conduit à s'interroger sur les politiques d'incitation différenciées que pose désormais la superposition dans une même profession, mais aussi dans un même laboratoire, de deux régimes de production scientifique, faisant appel à deux modes d'implication différentes dans les activités multi - tâches des enseignants chercheurs. Ce résultat peut mettre en évidence les limites aux effets d'externalités soulignés par MANES ET SHAPIRA [2011] ou du moins illustrer une situation encore transitoire en France par rapport aux Etats-Unis, dans la restructuration des laboratoires de recherche ou des universités. La superposition à un moment donné du temps de deux profils de publiant qui ne peuvent mobiliser, de par le choix de spécialisation pour les uns et de polyvalence pour les autres, les mêmes inputs dans la production scientifique, peut générer des tensions ou des effets de découragement si dans ce contexte, leurs évaluations relatives est basée implicitement sur le seul critère de la qualité des publications. Le développement de logiques de « clubs de spécialistes » ou d'*insiders* entre les meilleurs publiant au sein des structures de recherche pourrait également accentuer cet effet de tension.

Enfin compte tenu du caractère très concentré de la distribution des indices de production scientifique, nous avons réalisé plusieurs estimations économétriques complémentaires, en raffinant les intervalles de distribution au dessus du 3<sup>ème</sup> quartile et en dessous du premier quartile. Les résultats

obtenus ) ne modifient pas les effets discriminants des variables explicatives qui fondent l'observation d'une certaine dualité des modes de production scientifique.

### **Conclusion :**

Nous étudions dans cet article la production scientifique des enseignants-chercheurs français en économie en mobilisant une base de données inédite construite à partir des deux premières vagues de candidatures à la Prime d'Excellence Scientifique (PES).

La base de données constituée à partir des candidatures 2009 et 2010 couvre 287 enseignants-chercheurs en économie qui représentent plus de 17% de la population de la section 5 du CNU. Au-delà d'apporter des informations très riches sur les caractéristiques individuelles, les publications, les activités d'enseignement, les responsabilités collectives et les trajectoires au cours de la carrière (date d'entrée, date de promotion, statut, mobilité,...), le principe de l'évaluation des candidatures à la PES s'inscrit dans une logique de tournoi bien connu des économistes du travail.

Les informations recueillies sur les publications nous ont permis de construire un indice de production scientifique tenant compte du classement des revues et des effets de co-auteurs. Par rapport aux travaux délivrés par la littérature dans ce domaine, nous menons une analyse des déterminants de la production scientifique qui se veut originale à deux niveaux. Le premier consiste à contrôler le caractère multitâche des activités des enseignants-chercheurs dans l'étude de leur niveau de publication, ce qui n'est quasiment jamais contrôlé dans les travaux empiriques dans ce domaine. Le deuxième est de centrer l'éclairage sur les effets structurels issus des externalités de l'environnement de la recherche des candidats à la PES, soit avant la période d'évaluation (effet Lotka) soit pendant la période d'évaluation.

Les résultats des estimations économétriques de type Tobit font apparaître outre, un effet de cycle de vie de la production scientifique désormais bien établi dans la littérature, une contribution statistiquement significative et négative des implications dans les domaines de l'enseignement au niveau licence et des responsabilités pédagogiques et administratives sur la production scientifique.

Du point de vue des effets d'externalités, nos résultats ne réfutent pas l'existence d'une loi de Lotka. En effet, le  $h$  index des candidats mesuré dans la période qui a précédé celle concernant la mesure de leur IPS, produit un effet statistiquement significatif et positif. On confirme par ce résultat l'existence d'un biais dynamique par lequel les chercheurs les plus réputés (les plus cités), continuent de manifester le niveau de publication le plus élevé. Par ailleurs, le score de citation des universités de rattachement fait apparaître un effet quadratique qui témoigne d'un effet seuil dans les externalités attendues d'une accumulation de compétences dans le voisinage de chaque enseignant-chercheur.



Les résultats des estimations économétriques par quartiles témoignent d'une réelle hétérogénéité des techniques de production scientifique lorsque l'on évolue du quartile le plus bas de la distribution de l'IPS au plus élevé. Deux régimes explicatifs de la production scientifique des enseignants chercheurs se distinguent par la nature des inputs mobilisés. Le régime de production scientifique du premier quartile (Q25), les moins publiant, semble s'inscrire dans une logique de polyvalence des tâches où les trois missions des enseignants-chercheurs sont assurées.

A l'opposé, le quartile des plus publiant de l'échantillon (Q75) ne manifeste aucune sensibilité au cycle de production scientifique. Les individus qui composent cette strate ne font preuve d'aucune sensibilité de leur production scientifique aux activités pédagogiques ni à aucune des responsabilités dans ce domaine ou dans le domaine administratif. Leur régime de production scientifique semble plutôt relever de la quasi-spécialisation des tâches, avec un centrage de leur activité sur la production scientifique. Leur niveau de publication individuel est également fortement sensible aux effets d'externalités liés à leurs laboratoires de rattachement mais également aux incitations par les primes, comme en témoigne le caractère statistiquement significatif de la variable PEDR.

Le quartile médian de la distribution présente un profil « hybride » et sans doute instable entre les deux régimes qui viennent d'être décrits et vers lesquels les individus qui le composent pourraient être attirés. Toutefois, pour cette sous – population de l'échantillon dont les performances de publication se situent au dessus du régime de production des polyvalents et en dessous du régime de production des spécialistes, l'observation d'une amélioration sensible du stock de talents au sein du laboratoire tend à réduire, et non à augmenter, leur productivité individuelle. Ce résultat mérite que l'on s'y attarde. Il conduit à s'interroger sur les politiques d'incitation différenciées que pose désormais la superposition dans une même profession, mais aussi dans un même laboratoire, de deux régimes de production scientifique, faisant appel à deux implications différentes dans le métier d'enseignant-chercheur.

## Références :

- ACADEMIE DES SCIENCES, INSTITUT DE FRANCE [2009], *L'évaluation individuelle des chercheurs et des enseignants – chercheurs en Sciences Exactes et Expérimentales*, 8 juillet.
- AGHION P., DEWATRIPONT M., HOXBY C., MASCOLELL A. ET A. SAPIR [2009], « The Governance and Performance of Research Universities: Evidence from Europe and the US », WP N° 14851, 2009, NBER, CAMBRIDGE, MASSACHUSETTS.
- BECKER G. S. , MURPHY K.M. ET R. TAMURA [1990], “Human Capital, Fertility, and Economic Growth,” *Journal of Political Economy* 98 (5).
- CARAYOL N. [2006], « Les Propriétés Incitatives de l'Effet Sait Matthieu dans la Compétition Académique », *Revue Economique*, 57 (5), p. 1033 – 1051.
- BOSQUET C., COMBES P.P. [2011], *Comparaison des Mesures Econlit et Google Scholar de la Production de Recherche en économie en France en 2008* , Rapport pour la Direction Générale de la Recherche et de l'Innovation (DGRI) du Ministère de l'Enseignement Supérieur et de la Recherche, Avril, 106 pages.
- COMBES P. P. , LINNEMER L. [2001], « La Publication d'Articles de Recherche d'Economie en France », *Annales d'Economie et de Statistique*, N° 62, p.5 – 47.
- COMBES P. P. , LINNEMER L. [2003], «Where are the Economists who Publish? Publication Concentration and European Ranking Based on Cumulative Publications», *Journal of the European Economic Association*, 1 (56), p. 1250 – 1308.
- COURTAULT J.M., HAYEK N. , RIMBAUX E., ZHU T. [2010], “Research in Economics and Management in France: A Bibliometric Study Using the h – index”, *Journal of Socio Economics*, 39, p. 329 – 337.
- DGES IP [2009], *Prime d'Excellence Scientifique 2009: Bilan de la Campagne d'Evaluation Nationale des Candidatures des Enseignants Chercheurs.*, Service de la Coordination Stratégique et des Territoires, Cellule PES.
- EDERER F. [2010], “Feedback and motivation in dynamic tournaments”, *Journal of Economics and Management Strategy*, vol. 19, p. 733 – 769.
- ELLISON G. [2002], The Slowdown of the Economics Publishing Process, *Journal of Political Economy*, 110, pp. 947-993.

- FOX M.F. , MOHAPATRA S. [2007], “Social – Organizational Characteristics of Work and Publication Productivity among Academic Scientists in Doctoral-Granting Departments”, *The Journal of Higher Education*, 78 (5), p.542 – 571.
- FREY B.S. [2009], “Economist in the PITS ?”, *International Review of Economics*, vol. 56(4), p.335 – 346
- GARY-BOBO R. ET A. TRANNOY [2009], “Professeur d’Université : Profession Libérale d’Etat”, *Commentaire*, n°127, p. 653-668 et n°128, p. 891-995.
- GINGRAS Y. [2008], « La Fièvre de l’Evaluation de la Recherche. Du Mauvais Usage de Faux Indicateurs », Note de Recherche du CIRST, Mai, Université du Québec à Montréal.
- HARZING A. W. [2010], *The Publish or Perish Book*, Tarma Software Research Pty Ltd, Melbourne Australia, 266 pages.
- HIRSCH J. E., [2005], “An Index to Quantify an Individual’s Scientific Output”, *Proceedings of the National Academy of Science*, 102(46), p. 16569 – 16572.
- KOCHER M. , ET M. SUTTER [2004], Patterns of Co-authorship among Economics Departments in the U.S., *Applied Economics*, 36(4), pp. 327-334.
- KOENKER , R., BASSET, G., [1978], « Regression quantiles », *Econometrica* 46,33-50
- KOENKER, R., HALLOCK, K.F. [2001], “Quantile regression”, *Journal of Economic Perspectives*, vol.15, No. 4, pp.143-156
- LAZEAR E.R., ROSEN S. [1981], “Rank-order tournaments as optimum labor contracts”, *Journal of Political Economy*, N°89, p. 841-864.
- LEE S. , BOZEMAN B. [2005], “The Impact of Research Collaboration on Scientific Productivity”, *Social Studies of Science*, 35, 673, p. 673 – 702.
- LESUEUR J.Y. [2012], La production scientifique des enseignants-chercheurs en économie : Quelques résultats économétriques issus du dispositif PES, à paraître in *Revue Economique*.
- LEVY GARBOUA L. [2008], « Rapport sur le premier concours national d’agrégation de l’enseignement supérieur pou le recrutement des professeurs des universités en sciences économiques (Année 2007 – 2008) », *Revue d’Economie Politique* 118 (5), p.603 – 623.
- LISSONI F. , MAIRESSE J. , MONTOBBIO F. , PEZZONI M. [2011], “Scientific Productivity and Academic Promotion: A Study on French and Italian Physicists”, *Industrial & Corporate Change*, 20(1), pp. 253-294.

- LOTKA A. J. [1926], “The Frequency Distribution of Scientific Productivity”, *Journal of the Washington Academy of Sciences*, 16 (512), p. 317 – 323.
- MANES E. , ET SHAPIRA D. [2011], Poverty (Tenure) Track, WP. Ben-Gurion University, Israel.
- MERTON R. K. , [1968], “The Matthew Effect in Science”, *Science*, 159 (3810), p. 56 – 63.
- MORRISEY M. A. , CAWLEY J. [2008], “The Production of Published Research by U.S Academic Health Economists”, *International Journal of Health Care and Finance Economics*, vol.8, p. 87 – 111.
- RAUBER M.,URSPRUNG H. W. [2008], “Life Cycle and Cohort Productivity in Economic Research: the Case of Germany”, *German Economic Review*, p. 431-456
- SIEGFRIED J.J. [2006], “Does Teaching Enhance Research in Economics ? A Few More Thoughts”, *Southern Journal of Economics*, 72(3), p.760 – 761.
- STARK S. [2004], “Gender, Children and Research Productivity”, *Research in Higher Education*, 45 (8), p. 891 – 920.
- TAYLOR S. W., FENDER B.F., BURKE K. G. [2006], “Unraveling the Academic Productivity of Economists: The Opportunity Cost of Teaching and Service”, *Southern Economic Journal*, 72(4), p. 846-859.
- TOMBAZOS C. G. [2005], “A Revisionist Perspective of European Research in Economics”, *European Economic Review*, 49, p. 251 – 277.
- WHITE H. [1978], “A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test of Heteroskedasticity”, *Econometrica*, p. 817-838